DOI:10.16339/j.cnki.hdxbskb.2025.03.007

绿色信贷政策如何激发重污染企业"脱虚向实"
——基于双重机器学习的因果推断*

赵娜[1,2],袁梁[3],龙汉[4],朱维维[1]
(1.西安外国语大学 经济金融学院,陕西 西安 710128;2."全球南方"经贸合作研究中心,陕西 西安 710128;
3.渭南师范学院 经济与管理学院,陕西 渭南 714099;4.西安理工大学 经济与管理学院,陕西 西安 710054)

[摘　要]基于中国绿色信贷政策的实践,采用双重机器学习模型实证检验了其对重污染企业"脱虚向实"的影响。研究发现,绿色信贷政策对重污染企业金融资产投资具有显著抑制作用,尤其是对东部地区企业、营商环境好的地区企业、金融发展水平较高的地区企业、非国有企业、小规模企业以及成熟企业。机制分析表明:绿色信贷政策加剧了企业的融资约束,但减弱了企业政策不确定性感知,提高了实体-金融投资的相对报酬。此外,企业减少金融资产配置后,资本配置趋于向实,绿色信贷政策促进了企业实体投资、环保投资和技术创新投资增加。

[关键词]绿色信贷政策;重污染企业;脱虚向实;双重机器学习
[中图分类号]F275;X196　　[文献标识码]A　　[文章编号]1008-1763(2025)03-0052-11

How can Green Credit Policies Stimulate Heavily Polluted Enterprises to "Shift from Fictitious to Real": Causal Inference Based on Dual Machine Learning

ZHAO Na[1,2],YUAN Liang[3],LONG Han[4],ZHU Weiwei[1]
(1. School of Economics and Finance, Xi'an International Studies University, Xi'an 710128,China;
2."Global South" Economic and Trade Cooperation Research Center, Xi'an 710128,China;
3. School of Economics and Management, Weinan Normal University, Weinan 714099,China;
4. School of Economics and Management, Xi'an University of Technology, Xi'an 710054,China)

Abstract: Based on the practice of China's green credit policy, this paper employs a dual machine learning model to examine the impact of green credit policy on the "shift from fictitious to real". The results reveal that green credit policies have a significant inhibitory effect on the financial asset investment of heavily polluted enterprises, particularly in eastern regions enterprises, enterprises in areas with high business environments, enterprises in regions with high levels of financial development, non-state-owned enterprises, smal-scale enterprises, and mature enterprises. The mechanism analysis shows that green credit policies have intensified financing constraints for enterprises; however, they also reduce the perception of uncertainty in corporate policies and increase the relative return on real financial investments. Furthermore, the reduction in corporate allocations to financial assets has led to a shift of capital toward the real e-

* [收稿日期]2024-10-26
[基金项目]陕西省软科学研究计划一般项目:绿色金融对陕西省碳排放的影响及优化路径研究(2023-CX-RKX-126);西安外国语大学2022年度科研基金资助项目:中国地方税收竞争对绿色发展的影响机制及优化路径研究(22XWB02);陕西省软科学研究计划一般项目:陕西省绿色金融政策改善生态环境质量的区域差异与长效机制研究(2023-CX-RKX-163)
[作者简介]赵娜(1980—),女,陕西大荔人,西安外国语大学经济金融学院教授,博士,研究方向:绿色金融与绿色发展。

conomy. Green credit policies have effectively facilitated increased corporate investment in physical assets, environmental protection initiatives, and technological innovation.

Key words: green credit policy; heavily polluted enterprises; shift from fictitious to real; dual machine learning

一　引言和文献综述

近年来，我国大量非金融企业不断脱离实体经济，转而将资金投入金融和房地产领域，宏观经济出现了明显的“脱实向虚”趋势。实体企业过度金融化不但会抑制企业主业发展，而且会造成经济虚假繁荣，引发系统性风险进而引起金融危机。重污染企业过度金融化会抑制其主业的发展，同时还会挤占环保投入以及绿色技术创新资源，进而阻碍其绿色转型。据统计，2022 年中国沪深 A 股 638 家重污染企业持有金融资产达 29440 亿元，是 2008 年的 5.65 倍①。面对经济“脱实向虚”的严峻局面，中央政府将发展实体经济工作提升到了前所未有的高度，党的十九大报告提出建设现代化经济体系，必须把着力点放在实体经济上。党的二十大报告进一步强调以实体经济为着力点建设现代化产业体系。因此，抑制重污染企业金融化，不仅有助于实体经济发展，而且对于改善环境质量、提升我国绿色发展效率具有重要的理论和现实意义。

实际上，国内外学者已从宏观经济环境以及企业自身角度探究了企业配置金融资产的影响因素。从宏观层面看，现有研究主要考察了财政政策、金融政策以及环境政策等的企业“脱虚向实”效应。其中财政政策方面涉及政府采购、减税降费、税收征管等[1-3]；金融政策方面涉及供给侧改革、货币政策改革等[4-5]；环境政策方面涉及环境规制、环境法治建设等[6-7]。部分文献则关注了经济政策不确定性的企业金融化效应[8]。企业内因方面，研究发现具有金融背景的首席执行官、企业社会责任等驱动了实体公司金融化[9-10]；而多个大股东并存的股权结构、有效的管理层股权激励等则会抑制企业金融资产配置[11-12]。

上述文献加深了我们对企业“脱虚向实”影响因素的认识和理解。但是既有文献大多以一般企业为考察对象，鲜有学者单独就重污染企业“脱虚向实”问题展开研究。绿色信贷是我国环境规制政策组合的重要构成，兼具环境规制与资金配置的特点，无疑会对重污染企业的投资决策和方向产生重要影响。现有文献也意识到了绿色信贷对重污染企业行为的影响。研究表明重污染企业倾向于主动进行环境信息披露获得银行绿色信贷、增加股权融资来弥补资金缺口、降低商业信用评级进而抑制企业技术创新[13]，同时选择提高常规化石能源转化效率等实现前端减排[14]，此外南晓莉和岳俐发现绿色信贷政策促进了重污染行业进行转型升级，但仍存在一定困难[15]。

与本文研究相近的两篇文献都关注了绿色信贷政策对重污染企业金融化水平的影响[16-17]，但本文在研究方法和理论机制方面与其存在差异。第一，从研究方法看，现有文献基于双重差分模型或者三重差分模型估计绿色信贷政策对重污染企业金融化的影响，这两种方法需要提前预设函数，模型设定存在误差和“高维诅咒”。本文尝试运用双重机器学习模型检验绿色信贷政策对重污染企业金融化的影响、机理与路径，以期提高研究结论的可靠性。第二，除了从“风险规避”动机和“投资替代”动机揭示绿色信贷政策影响企业金融化的作用机制，本文还从多维视角识别绿色信贷政策对企业金融化产生异质性效应的企业和地区画像特征，为绿色信贷政策精准发力、引导经济“脱虚还实”提供了精细化证据。第三，现有文献验证了绿色信贷政策对重污染企业金融化的影响效应以及作用机制，并将“抑制金融化”视为企业的“脱虚向实”，然而企业减少金融资产投资并不一定意味着存在“向实”的资本重置效应。企业可支配的支出项目包括实体投资、创新投资、环保投资、金融资产投资等，企业金融资产投资一旦减少，哪种资产配置会相应增加呢？现有文献并没有给出结论。本文继续对绿色信贷政策抑制金融化是否进一步带来企业投资结构优化展开讨论，以弥补现有文献的不足。

① 该数据根据上市公司财务报表测算而得，企业金融资产包括货币资金、交易性金融资产、投资性房地产、持有至到期投资、可供出售金融资产、应收股利、应收利息。

二 制度背景和理论分析

(一)制度背景

2007年,《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》首次明确了绿色信贷内涵,并提出以“绿色信贷”为主要金融手段,严格控制高耗能、高污染产业的信贷投入,同时加大对环保产业的信贷支持力度,促进了绿色经济发展。此后绿色信贷政策不断完善,其实施效果也较为显著。2012年首个绿色信贷指引性文件发布。与传统信贷产品相比,绿色信贷的特殊性体现在以下几个方面:一是商业银行给予重污染企业高利率贷款,而给予绿色企业低利率贷款,重污染企业通过技术改造和升级达到环保要求,金融机构可合理控制信贷投放[13]。二是商业银行对绿色信贷的期限长、额度大,例如中国工商银行在2020年为国家能源集团新能源项目提供了10年期17亿元的绿色信贷融资①。三是在审批流程上,商业银行会为绿色信贷提供便利。四是为了促进绿色信贷政策的顺利实施,对绿色信贷的实际贷款发放额给予财政贴息,对绿色企业信用贷款风险进行补偿。各银行大力开展绿色信贷业务,取得了良好的成效。据统计,截至2023年末,21家主要银行绿色信贷余额达到27.2万亿元②,相较于2013年翻了三倍,本外币绿色贷款余额30.08万亿元,比2022年增加了8.48万亿元。

(二)理论分析

一方面,绿色信贷政策限制了对重污染企业的贷款,同时还根据企业的污染排放情况决定是否在第二年及其后提供贷款以及是否追回已有贷款。银行根据企业污染情况对客户重新筛选和追回已有贷款对企业具有威慑效应,可以监督企业的排污行为;同时,公布企业的污染排放情况可以引导投资者更多关注和认可绿色转型的企业,从而激发市场对企业投资实体的激励作用。

另一方面,绿色信贷政策提出在银行信贷领域构建环境准入标准,截断高耗能、高污染企业盲目扩张的资金渠道,同步强化对绿色经济、环保以及节能减排技术改造项目的信贷扶持力度。同时为了深化发展绿色信贷政策,中央及各地政府提出针对绿色信贷的财政贴息、融资担保补贴等多项激励政策。这些是支持经济向绿色化转型的一种制度安排,具有贯彻国家发展战略的导向性。这种战略导向促使企业更积极响应政府号召,将现有资金用于污染治理,从而弱化企业金融化获利的需求。于是,本文提出研究假说1。

假说1:绿色信贷政策降低重污染企业金融化水平。

“蓄水池”动机和“投资替代”动机是企业金融化的两大主流动机。绿色信贷政策主要通过改变企业融资约束和稳定预期的“蓄水池”动机以及实业与金融资产投机的收益率差异的“投资替代”动机影响企业的金融资产投资决策(图1)。

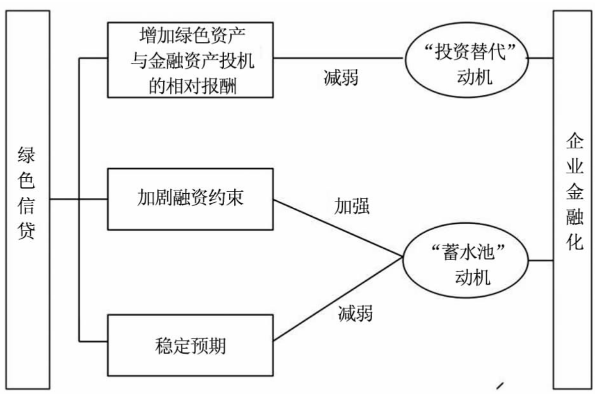

图1 绿色信贷政策影响重污染企业金融化的作用机制

第一,金融资产是一种流动性贮藏工具,具有变现快、收益高的特点。企业为了应对未来可能出现的资金流短缺问题,通过配置金融资产的方式进行资金储备。绿色信贷政策会通过改变重污染企业融资约束而影响企业金融化水平:一方面,绿色信贷政策提高了重污染企业的信贷融资成本、其银行贷款被缩减[18],导致其因无法获得充足的资金而面临融资约束[19];另一方面,绿色信贷政策促使银行减少对重污染企业贷款,这向外部投资者释放了绿色价值投资信号,改变了投资者的投资偏好,减少了对重污染企业的投资金额,致使公司股价下降,这类企业的股权融资难度进一步提高,企业借贷融资的效率降低,这将加剧重污染企业的融资约束。由此,绿色

① 2020年中国工商银行社会责任报告。http://v.icbc.com.cn/userfiles/Resources/ICBCLTD/download/2021/2020shzrCN202103.pdf.
② 中国新闻网,金融监管总局:截至2023年末21家主要银行绿色信贷余额达到27.2万亿元。http://wap.chinanews.com/wap/detail/chs/zw/10152736.shtml.

信贷政策以减少重污染企业稳定现金流和增加企业股权融资难度加剧了融资约束，强化了重污染企业“蓄水池”动机，加剧了企业金融化。

经济政策的不确定性会加剧企业的不确定性感知水平，导致企业减少实体投资，转而持有流动性强的金融资产来应对未来财务支出以及其他不确定性，这是“蓄水池”动机的第二个关键因素。绿色信贷政策向市场传递出政府“根据企业污染程度配置金融资产”的信号，增强了企业污染治理的信心，企业污染治理投资的增加替代了其对金融资产的投资规模，即企业金融化的“蓄水池”动机减弱。由此，绿色信贷政策能够减弱企业不确定性感知，弱化企业“蓄水池”动机，帮助企业心无旁骛地进行污染治理。故提出以下假说：

假说 2：绿色信贷政策加剧了重污染企业融资约束，提升了重污染企业金融化水平。

假说 3：绿色信贷政策减弱了重污染企业不确定性感知，降低了重污染企业金融化水平。

第二，利润最大化是企业追求的目标，企业投资金融资产的动机之一是投机动机，因此实体经济与金融投机之间的收益率差异才是管理者的主要考量。绿色信贷政策向清洁投资提供低利率贷款或者财政贴息，同时限制了对污染投资的贷款，这提升了绿色投资与金融资产投机的相对报酬，提高了实体企业投机金融资产的机会成本，进而改变理性企业的资本配置决策，促使重污染企业增加绿色投资，减少持有金融资产。由此，绿色信贷政策能提高重污染企业实体经营绩效，缩小金融投资与实体投资的收益差距，从而抑制企业金融资产配置。至此，本文提出：

假说 4：绿色信贷政策会提高企业投资实业-金融资产的相对回报率而抑制重污染企业金融化水平。

三　研究设计

(一)模型构建

为研究绿色信贷政策对企业金融化的影响，本文采用双重机器学习模型对“绿色信贷政策”的企业金融化效应进行预测评估。与传统因果推断模型相比，双重机器学习模型具有以下优点：一是在预选高维控制变量集合中进行筛选，获得预测精度极高的有效控制变量集合，从而避免控制变量太多产生多重共线性和“高维诅咒”等问题，又解决了主要控制变量有限导致的估计有偏问题。二是能够有效避免模型误设问题。参考 Chernozhukov 等[20]的研究，本文首先建立部分线性模型：

$$fin_{it} = \theta_0 policy_{it} + g(X_{it}) + U_{it}, E(U_{it} \mid policy_{it}, X_{it}) = 0 \tag{1}$$

其中，fin 为被解释变量，表示企业金融化水平；i 为企业；t 为年份；$policy$ 为绿色信贷政策变量，鉴于我国首个绿色信贷业务的指引性文件在 2012 年发布，因此将 2012 年及其后赋值为 1，其他为 0。θ_0 是本文重点关注的回归系数；X 包含所有控制变量集合，是通过 $g(X)$ 影响 fin 的协变量，$g(X)$ 的具体形式不确定，要采用机器学习法得到，U 代表误差项。

鉴于绿色信贷政策对企业金融化的影响具有异质性，设定更具一般性的交互式主回归模型(2)和辅助回归模型(3)，其参数预测方法和模型(1)相同。

$$fin_{it} = g(policy_{it}, X_{it}) + U_{it}, \ E(U_{it} \mid X_{it}, policy_{it}) = 0 \tag{2}$$

$$policy_{it} = m(X_{it}) + V_{it}, E(V_{it} \mid X_{it}) = 0 \tag{3}$$

(二)变量定义

1. 企业金融化水平(fin)

参考张成思和郑宁[21]的研究，本文利用企业金融资产占总资产比重衡量企业金融化水平。2018 年新企业会计准则中对金融资产的会计处理发生较大变更，因此 2018 年及之后年份企业的“持有至到期投资”和“可供出售金融资产”分别用“债权投资”“其他债权投资”和“其他权益工具投资”“其他非流动性金融资产”代替。

2. 绿色信贷政策($policy$)

2007 年出台的绿色信贷政策没有确切说明政策的执行对象，而 2012 年实行的《绿色信贷指引》首次把政策执行效果当作金融机构评级以及管理人员考核的关键依据，确保了绿色信贷政策具备可操作性。因此本文将政策实施前(2012 年之前)$policy$ 取值为 0，2012 年及之后 $policy$ 取值为 1。

3. 控制变量

借鉴刘贯春等[22]的研究，本文最终选取了以下控制变量：企业财务杠杆(lev)、企业规模($size$)、企业盈利能力(roa)、企业成长性($growth$)、经营性现金流(cf)、企业资本密集度(tag)、企业股权集中度

(*top3*)、企业成长机会(*tobinq*)、流动负债比例(*cl*)、利息保障倍数(*interest*)、资产周转率(*turnover*)、高管年度薪酬(*top3sal*)、企业两职兼任情况(*dual*)、企业现金持有率(*cash*)、企业产权性质(*state*)。同时,为了提高模型的估计精度,控制所有变量的二次项。此外,引入时间和企业固定效应。表1对各变量进行了说明。

表1 变量定义说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业金融化水平	*fin*	(货币资金+持有至到期投资+交易性金融资产+可供出售金融资产+投资性房地产+应收股利+应收利息)/总资产
解释变量	绿色信贷政策	*policy*	2012年前赋值为0,2012年及以后赋值为1
控制变量	企业财务杠杆	*lev*	总负债/总资产
	企业规模	*size*	总资产取对数
	企业盈利能力	*roa*	净利润/总资产
	企业成长性	*growth*	营业收入增长率=(当期营业收入-前期营业收入)/前期营业收入
	经营性现金流	*cf*	经营活动产生的现金流/总资产
	企业资本密集度	*tag*	固定资产/总资产
	企业股权集中度	*top3*	控股股东持股比例
	企业成长机会	*tobinq*	托宾Q值=市值/总资产
	流动负债比例	*cl*	企业流动性负债/企业负债总计
	利息保障倍数	*interest*	(净利润+财务费用)/财务费用
	资产周转率	*turnover*	营业收入/平均资产余额
	高管年度薪酬	*top3sal*	高管前三年薪酬取对数
	企业两职兼任情况	*dual*	董事长和总经理兼任情况,兼任为1,其他为0
	企业现金持有率	*cash*	现金资产/总资产
	企业产权性质	*state*	国企为1,非国企为0(以最终实际控制人的性质划分)

(三)数据处理与描述性统计

本文选取2008—2022年中国沪深A股上市公司的面板数据作为研究样本。绿色信贷政策主要影响“两高”行业,对其他行业影响相对有限。因此,将“两高”行业界定为重污染企业,最终确定20个行业[①]为绿色信贷政策实施的对象。为确保研究数据的质量,本文剔除了ST、ST*、PT、金融保险类企业,并删除了严重缺失的数据,对部分缺失数据采用线性插值法插补,为避免极端值对实证结果造成影响,对数据进行1%水平的缩尾处理,最终确定2008—2022年共638家上市公司的平衡面板数据,共计9570个观测值。本文主要变量的描述性统计如表2所示。可以看出重污染企业金融化水平的均值为0.21,标准差为0.17,表明不同公司之间的金融化水平存在较大差异。

表2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
fin	9570	0.21	0.17	0.01	0.89
policy	9570	0.73	0.44	0.00	1.00
lev	9570	0.44	0.22	0.04	1.01
size	9570	22.35	1.36	19.51	26.23
roa	9570	0.04	0.07	−0.23	0.26
growth	9570	0.13	0.45	−0.83	2.64
cf	9570	0.06	0.08	−0.21	0.29
tag	9570	0.31	0.17	0.03	0.76
top3	9570	48.16	15.93	16.17	89.78
tobinq	9570	1.90	1.20	0.78	7.69
cl	9570	0.80	0.18	0.26	1.00
interest	9570	48.82	187.20	−92.04	1513.00
turnover	9570	0.72	0.44	0.09	2.56
top3sal	9570	14.23	0.81	12.08	16.33
dual	9570	0.19	0.39	0.00	1.00
cash	9570	0.14	0.12	0.01	0.60
state	9570	0.48	0.50	0.00	1.00

四 实证分析及稳健性检验

(一)基准回归结果

表3具体展示了模型(1)的估计结果。其中,第(1)列和第(2)列选择随机森林算法对模型(1)进行估计,第(3)和第(4)列则对模型(2)进行估计,样本的分割比例均为1∶4。第(1)和第(3)列控制了控制变量一次项、时间固定效应和企业固定效应,第(2)和第(4)列在此基础上进一步控制了控制变量二次项。可以看出:无论选择部分线性模型还是交互式模型,*policy*的回归系数均显著为负,这一结果初步验证了绿色信贷政策对重污染企业金融化的抑制作用,假说1得到证实。

(二)稳健性检验

1. 重设双重机器学习模型

为尽可能减少模型误设导致的估计偏误,下文重新设定模型检验结果的稳健性:一方面,由之前的1∶4分割比例改为1∶2和1∶7;另一方面,将随机森林算法变换为支持向量机、梯度提升、神经网络,研究发现改变分割比例和重设机器学习模型没有显

① 包括B06(煤炭开采和洗选业)、B07(石油和天然气开采业)、B08(黑色金属矿采选业)、B09(有色金属矿采选业)、B10(非金属矿采选业)、C15(酒、饮料和精制茶制造业)、C17(纺织)、C18(纺织服装、服饰业)、C19(皮毛)、C22(造纸)、C25(石油)、C26(化学材料)、C27(医药制造业)、C28(化学制造)、C29(塑胶)、C30(塑料)、C31(非金属)、C32(金属)、C33(金属制品业)、D44(电力、热力生产和供应业)。

著影响本文的结论。

表 3　基准回归结果

项目	部分线性模型		交互式模型	
	(1) *fin*	(2) *fin*	(3) *fin*	(4) *fin*
policy	−0.048*** (0.008)	−0.047*** (0.008)	−0.046*** (0.010)	−0.046*** (0.010)
控制变量一次项	是	是	是	是
控制变量二次项	否	是	否	是
时间固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
样本量	9570	9570	9570	9570

注：*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平；括号内为聚类标准误，以下各表同。

2．倾向得分匹配检验

为了解决可观测样本自选择导致的内生性问题，基于 Logit 模型，以 *policy* 为因变量，以前文控制变量及控制变量二次项为协变量，利用 1∶1 近邻匹配方法为处理组匹配控制组，保留与处理组在绿色信贷政策实施前尽可能没有明显差别的最优控制组。匹配结果显示协变量的标准偏差均小于 10%①，基本通过平衡性检验，全部 t 检验的结果均无法拒绝处理组与控制组之间无系统性差异的原假设，核概率密度图（图 2 和图 3）显示匹配后的实验组与对照组两条曲线重合度更高。然后，利用双重机器学习模型重新估计绿色信贷政策的重污染企业金融化效应，研究发现绿色信贷政策系数显著为负，这与基准回归的结论一致。

3．工具变量法

本文关键解释变量绿色信贷政策为地区层面变量，而被解释变量企业金融化水平为微观企业层面，一般而言企业金融化水平对绿色信贷政策这一宏观变量的反向影响效果较小，但为了确保绿色信贷政策指标选取的外生性，本文以 Chernozhukov 等的研究为基础[20]，构建双重机器学习的部分线性工具变量模型，将绿色信贷水平即六大高耗能产业利息支出占总利息支出比重作为工具变量（IV）进行回归。之所以使用该指标作为工具变量，是因为其一，绿色信贷水平与绿色信贷政策的实施是存在相关性的；其二，滞后一期的绿色信贷水平与重污染企业的金融化水平不存在直接关系。研究发现工具变量与绿色信贷政策之间存在显著的正相关关系，并且第一阶段的 F 值为 171.44，满足工具变量的相关性假设。第二阶段回归结果显示，绿色信贷政策与重污染企业金融化之间的关系依然是显著负相关，这进一步证明了上文关于绿色信贷政策与重污染企业金融化之间因果关系的判断具有稳健性。

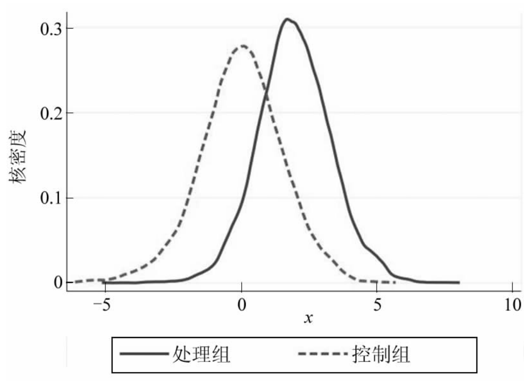

图 2　匹配前核概率密度图

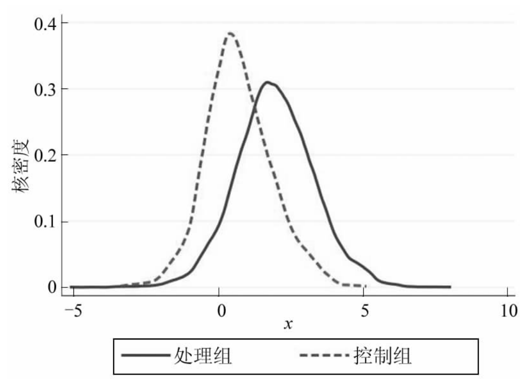

图 3　匹配后核概率密度图

4．Heckman 两阶段检验

为了解决不可观测变量引起的估计偏误，本文选择使用 Heckman 两阶段方法检验结果是否稳健。其中第一阶段采用 Probit 模型估计逆米尔斯比率（*imr*），其中的工具变量与前文相同，第二阶段将 *imr* 代入基准模型，研究表明绿色信贷政策系数依然显著为负，说明在 Heckman 两阶段模型中，绿色信贷政策依然能抑制企业投资金融产品，促进实业发展，意味着基准回归结果稳健。

5．替换被解释变量

为确保被解释变量度量的可靠性，参考刘贯春等[22]的研究，本文选用广义金融资产占总资产的比重（*fin*1）和狭义金融资产占总资产的比重（*fin*2）来衡量企业金融化水平，结果表明绿色信贷政策的显著性与基准回归结果一致，即绿色信贷政策对企业金融化水平的影响仍然显著为负。

①　限于篇幅，本文未报告平衡性检验结果。

6. 剔除直辖市企业①

鉴于直辖市金融发展水平较高,企业的融资渠道较多,因此将北京、天津、上海、重庆四个直辖市的企业删除重新回归。研究发现绿色信贷政策对重污染企业金融化水平的影响依然显著为负,证明结果稳健。

7. 剔除其他并行政策干扰

本文样本期内同时出台了其他可能影响重污染企业金融化的环境政策,为排除其他制度的影响,再从以下五个方面进行稳健性检验。一是排除2015年的《能效信贷指引》政策的影响,该政策与绿色信贷政策的惩罚对象都与"两高"行业企业有关,故而,尝试只保留2008—2015年的样本后重做回归。二是排除2011年出台的碳排放权交易制度的影响,将处于碳排放权交易试点地区的企业删减之后重新进行回归。三是排除2017年绿色金融改革政策影响,此次政策实施后受到惩罚的企业依然是重污染企业,绿色金融改革政策可能对绿色信贷效应产生了干扰,因此剔除处于绿色金融改革创新实验区的企业②。四是排除排污费政策的影响。2007年5月《排污费征收标准管理办法》规定将SO_2排污费标准在原来的标准基础上提高一倍,2007—2015年间共有15个省(区市)对此标准进行上调,2015年之后全国范围内的征收标准均全面上调。因此本文将排污费征收标准提高地区(area)与行业污染特征变量(*ind*)的交互项(*area*×*ind*)加入模型中。具体定义如下:在t年排污费征收标准提高的地区,*area*取值为1,否则*area*取值为0。参考任胜钢等[23]的研究,如果企业属于二氧化硫排放行业,*ind*取值为1,反之则为0。五是排除2018年实施的《中华人民共和国环境保护税法》的影响。本文将环境保护税税额提标地区③的企业(*factory*)与2018年及之后的政策虚拟变量(*time*)的交互项(*factory*×*me*)纳入模型中进行回归,结果见表4。可以看出,排除以上政策影响后,绿色信贷政策对企业金融化的抑制作用依然显著。

表4 剔除其他政策干扰后的结果

项目	排除《能效信贷指引》的影响	排除碳排放权交易制度的影响	排除绿色金融改革政策的影响	排除排污费政策的影响	排除《中华人民共和国环境保护税法》的影响
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	fin	*fin*	*fin*	*fin*	*fin*
policy	−0.211***	−0.052***	−0.042***	−0.088***	−0.085***
	(0.034)	(0.009)	(0.008)	(0.005)	(0.005)
area×*ind*				−0.035***	
				(0.004)	
factory×*time*					−0.011**
					(0.004)
控制变量一次项	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
样本量	5104	7260	9135	9570	9570

(三)异质性分析

宏观因素的差异以及微观主体的差异会引起绿色信贷政策对企业金融化影响的不同,本文从地区差异、金融发展水平差异、营商环境差异、企业所有制差异、企业规模差异以及企业年龄差异六个维度分组检验。

1. 不同地区

我国不同地区经济水平发展存在较大差异,而这些差异可能对相同绿色信贷政策下的企业金融化水平产生不同影响。基于此,本文将31个地区的企业样本分为东部和中西部④,检验该政策对企业金融化水平的影响是否存在地区异质性。构建地区虚拟变量*area*,如果企业在东部地区,则*area*取值为1,如果企业在中西部地区,则*area*取值为0,通过与政策变量构造交互项考察绿色信贷政策对不同地区企业的差异性影响。结果显示绿色信贷政策对企业金融化的抑制作用在东部地区的企业中尤为显著[表5第(1)列]。可能的解释是:东部地区聚集了大

① 篇幅所限,未报告稳健性检验结果,感兴趣读者可向作者索取。
② 2017年中国在湖州市、衢州市、赣江新区、贵安新区、广州市、哈密市、昌吉市、克拉玛依市实施绿色金融政策。
③ 环境保护税税额提标的地区为:北京、天津、河北、山西、江苏、河南、湖南、广西、广东、海南、重庆、四川、贵州。
④ 东部地区包括辽宁、北京、天津、上海、河北、山东、江苏、浙江、福建、广东、海南;中西部地区包括黑龙江、吉林、山西、内蒙古、安徽、河南、湖北、湖南、江西、广西、重庆、四川、云南、贵州、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

量的污染型企业，且多为非国有企业，这类企业对政策响应的积极程度更高，因此减少了金融资产投资。

2. 不同金融发展水平

考虑到中国各个城市的金融发展水平存在较大差异，因此选取各省、自治区、直辖市金融机构存贷款规模与 GDP 的比值来衡量地区金融发展水平。若企业所在省、自治区、直辖市的金融化水平高于中位数，则将该企业定义为高金融发展水平地区的企业，否则定义为低金融发展水平地区的企业。定义虚拟变量 *finlev*，取值为 1 表示企业属于高金融发展水平地区企业，取值为 0 则为低金融发展水平地区的企业。通过与政策变量构造交互项来考察绿色信贷政策对于不同金融发展水平地区企业的差异性影响，从表 5 第(2)列可以看出，高金融发展水平城市的企业在面临绿色信贷政策压力下，显著降低了对金融资产的投资。其原因在于：其一，高金融发展水平城市的企业融资渠道多样化，企业除了向银行进行间接融资外，在金融市场中通过股权、股票、商业信用等方式进行直接融资的机会较多。因此，在绿色信贷政策的限制之下，高金融发展水平城市的企业面临的融资约束较小，在实体收益率大于金融收益率的情况下选择加大环保支出或者创新研发力度。其二，金融发展水平高的城市对绿色信贷政策的响应能力较强，金融系统可以较好地落实信贷惩罚和信贷奖励政策，促使其将资产更多用于污染治理以获得信贷奖励。

表 5　地区异质性分析

项目	(1) *fin*	(2) *fin*	(3) *fin*	(4) *fin*	(5) *fin*	(6) *fin*
policy×*area*	−0.007** (0.003)					
policy×*finlev*		−0.006** (0.002)				
policy×*busenv*			−0.015*** (0.003)			
policy×*state*				−0.101*** (0.014)		
policy×*scale*					−0.012*** (0.003)	
policy×*age*						−0.076*** (0.004)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	9570	9570	9570	9570	9570	9570

3. 不同营商环境

营商环境是影响企业行为的制度因素，对企业的资源配置决策有重要影响。为了深入考察绿色信贷对处于不同营商环境城市的企业金融化的差异，本文以 2021 年中国城市综合竞争力指数为企业所处城市营商环境的衡量指标，并根据中位数设定虚拟变量 *busenv*，高于城市综合竞争力指数中位数时将 *busenv* 赋值为 1，否则赋值为 0。构造政策变量与 *busenv* 的交互项，表 5 第(3)列报告了这一异质性结果，在营商环境更好的城市，绿色信贷政策实施后对企业金融化的抑制作用更大。其原因可能是：所处城市营商环境好的企业可以获得高收益、低风险实体投资机会，促使企业实体经济收益率相对上升，这会促使企业减少金融资产投资。

4. 不同企业所有制

企业所有制的差异可能导致政策冲击的异质性结果。因此，本文参考 CSMAR 数据库的中国上市公司股权性质文件，设定企业性质虚拟变量 *state*，取值为 1 表示非国有企业，取值为 0 表示国有企业，结果见表 5 列(4)。可以看出：绿色信贷政策对抑制民营重污染企业的金融化具有显著成效。原因可能是：我国国有企业有着独特的资源优势，资金来源稳定，外源性融资容易，面临的融资约束较小，故而其能够将更多资金用于金融资产投资，以抵消绿色信贷政策的负面作用。非国有企业往往与银行之间存在着较高程度的信息不对称，信贷融资较难，在绿色信贷政策的压力下，面临激烈的市场竞争时，需要根据政策导向及时调整投资方向，通过环保投资或者技术创新减少污染争取较低的贷款利率。这与郭俊杰和方颖的研究结论一致[13]。

5. 不同企业规模

企业规模的差异可能导致绿色信贷政策的异质性结果。本文以样本企业资产的中位数为分界点，将小于企业资产中位数的企业认定为小规模企业且

将其 $scale$ 取值为 1,将大于企业资产中位数的企业认定为大规模企业并将其 $scale$ 取值为 0,表 5 第(5)列显示了包含 $scale$ 和 $policy$ 交互项的回归结果,其系数在 1% 的水平上显著为负,说明绿色信贷政策对企业金融化的抑制作用在小规模企业中更为显著。导致该结果的原因可能是:小规模企业现金流不足,信贷融资能力较弱,绿色信贷政策加剧了小规模重污染企业的融资约束,但与大规模企业相比,这类企业对市场反应敏感而灵活,故而选择将金融资产用于购买设备及技术创新以实现绿色转型升级。

6. 不同企业年龄

本文进一步将所选样本中的企业按照上市年龄 5 年及以下和 5 年以上分为低年龄组和高年龄组,设定年龄虚拟变量 age,上市年龄 5 年以上取值为 1,上市年龄 5 年及以下赋值为 0。从表 5 第(6)列可以看出,绿色信贷政策对高龄组重污染企业金融化水平的影响显著为负,其原因在于随着企业上市年龄的增加,企业的显隐性资源逐渐增加,其环境信息披露愈加完善,企业在绿色信贷压力之下无法回避环境治理问题,故而会减少持有金融资产,增加污染治理投入,从而获得更多的绿色信贷支持。

五 进一步分析

(一)作用机制分析

为了验证假说 2～4,本文设置如下回归模型:

$$M_{it}=\theta_0 policy_{it}+g(X_{it})+U_{it},\quad E(U_{it}\mid policy_{it},X_{it})=0 \tag{4}$$

同时构建如下交互式主回归和辅助回归模型:

$$M_{it}=g(policy_{it},X_{it})+U_{it},\quad E(U_{it}\mid X_{it},policy_{it})=0 \tag{5}$$

$$policy_{it}=m(X_{it})+V_{it},E(V_{it}\mid X_{it})=0 \tag{6}$$

其中 M 为潜在的机制变量,包括融资约束、企业不确定性感知和实体-金融资产相对回报率,选用 FC 指数和 SA 指数两个指标来衡量企业融资约束,由于 SA 指数是反向指标,把 SA 指数取绝对值再取对数。接下来参考方明月等[24]的做法,选取不确定性词语数量占总词语数量的比例衡量企业的政策不确定性感知(unc)。最后选用产品市场相对收益率($relrate$)衡量实体-金融资产相对回报率,其余变量与模型(1)、(2)和(3)含义一致,结果如表 6 所示。第(1)、第(2)、第(5)、第(6)列显示:无论是部分线性模型还是交互式模型,绿色信贷政策与重污染企业融资约束是正相关的,且在 1%的水平上显著,表明绿色信贷政策的实施加剧了重污染企业的融资约束。从第(3)和第(7)列结果可知,绿色信贷政策显著抑制了企业不确定性感知。最后从第(4)和第(8)列可以看出,绿色信贷政策与重污染企业实体-金融资产相对回报率是正相关的,且通过了显著性检验,表明绿色信贷政策缩小了金融投资与实体投资的收益差距,减少企业用金融投资替代实体投资的行为,最终抑制企业金融化。综上,本文发现绿色信贷政策的确加剧企业融资约束,促进重污染企业金融化,并通过减弱企业不确定性感知以及提高实体-金融资产相对回报率对企业金融化产生了积极的抑制作用,假说 2～4 得到验证。

表 6 作用机制检验

项目	部分线性模型				交互式模型			
	(1) FC 指数	(2) SA 指数	(3) unc	(4) relrate	(5) FC 指数	(6) SA 指数	(7) unc	(8) relrate
policy	0.078***	0.032***	−0.028***	0.494**	0.086***	0.065***	−0.030*	0.609*
	(0.010)	(0.002)	(0.009)	(0.199)	(0.012)	(0.003)	(0.017)	(0.326)
控制变量一次项	是	是	是	是	是	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	9570	9570	9570	9570	9570	9570	9570	9570

(二)经济后果分析

由前文可知,绿色信贷政策提高了重污染企业的贷款利率,缩减了对其的贷款金额,促使其融资成本提升,那么重污染企业金融资产的减少是否意味着其他项目的资本配置会相应变化?张庆君和黄玲提出绿色金融政策促使重污染企业通过绿色技术创新投入取得“先动优势”,以期获得更多的绿色信贷[25]。喻旭兰和周颖认为绿色信贷政策迫使企业选择短期应对方法以获取绿色信贷支持,比如选择将资金投入前端治理而非末端治理[14]。因此本文预期重污染企业管理层有动机通过消耗金融资产、增加污染前端治理投入和绿色办公以争取绿色信贷,同时会增加绿色技术创新投入。下面选择三个不同的资本配置规模变量,将其分别带入基准模型

予以检验：第一，未来一期实体投资（*cap*），借鉴潘红波和陈世来等[26]的研究，采用固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金之和与总资产的比值来衡量。第二，环保投资（*epi*），采用环保支出增加额加 1 的对数衡量。其中环保支出增加额的计算过程如下：首先运用 Python 软件抓取与环境保护直接相关的支出①，然后将这些环境保护支出相加，最后计算环保支出每年的增加额。第三，技术创新投资（*ginn*），采用企业研发投入与总资产比值来衡量，控制变量与前文相同。回归结果见表 7。第（1）列显示，绿色信贷政策实施在 1% 水平上显著增加了重污染企业的实体投资，实现了“脱虚向实”。第（2）列表明，绿色信贷政策实施显著激励了重污染企业的环保投资，这对于降低企业污染排放量、实现地区绿色发展有着重要的意义。第（3）列则表明绿色信贷政策实施显著促进了重污染企业创新投入的增加。上述研究结果表明，重污染企业在绿色信贷政策约束之下，切实加大了向实体投资力度，在挤出原本用于金融资产的资金后，向实体经济和污染治理注入了资本，同时增加对技术创新投资，进而在企业层面实现了“脱虚返实”的资本配置结构的优化。

表 7　绿色信贷政策抑制重污染企业金融投机后的资本重置效应

项目	(1) *cap*	(2) *epi*	(3) *ginn*
policy	0.392*** (0.046)	0.093*** (0.005)	0.008*** (0.009)
控制变量一次项	是	是	是
控制变量二次项	是	是	是
时间固定效应	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
样本量	8932	9570	9570

六　结论与建议

建设以实体经济为着力点的现代化产业体系是现代化国家的物质技术基础，能够为我国第二个百年奋斗目标的实现提供坚强的物质支撑。本文以 2008—2022 年沪深 A 股 638 家重污染上市公司为样本研究了中国 2012 年出台的《绿色信贷指引》对重污染企业金融化的影响以及因此引发的经济后果。结果表明，绿色信贷政策对企业金融化具有显著的负向影响，即绿色信贷政策的实施能够抑制企业金融化；在经过一系列稳健性检验后，结论仍然成立。进一步的作用机制分析表明，绿色信贷政策能够通过加剧融资约束、减弱企业政策不确定性感知、提高实体-金融投资相对收益率进而影响企业金融化。异质性分析发现，对处在东部地区企业、处在金融发展水平高地区的企业、处在营商环境好地区的企业、非国有企业、小规模企业以及成熟企业，绿色信贷政策抑制企业金融化的作用更强。拓展性分析表明，绿色信贷政策在抑制重污染企业金融化后能有效增加企业环保投入和实体投资以及技术创新投资。上述结论对抑制企业“脱实向虚”倾向具有重要启示。

第一，加大对不同经济主体的激励和支持力度，以提升各主体在绿色信贷政策实施过程中的意愿。一是在加大对企业排放污染的惩罚力度外，通过扩大财政贴息范围以及提高财政贴息率的手段以提升对企业节能减排的补贴力度。二是考虑到绿色信贷与银行追求利润最大化之间的矛盾，政府应增加对商业银行绿色信贷的政策优惠和鼓励措施，例如鼓励担保公司对银行的绿色信贷提供担保。

第二，加快数据与信息披露体系建设。绿色信贷政策要求商业银行将企业的环境表现与信贷额度及利率深度绑定，促使重污染企业污染排放成本内部化，倒逼其主动将持有的金融资产用于污染减排投资和实体投资，并取得了一定的实际成效。因而，应加快数据与信息披露体系建设，以充分发挥绿色信贷政策对重污染企业的融资约束作用。具体来说，一是完善重污染企业环境信息披露制度，引入第三方监督机制以提高企业排污信息造假的成本；二是完善金融机构环境信息披露标准，采用激励手段优化金融机构绿色相关业务的披露标准；三是建立环保部门与金融机构的沟通与合作，真正做到让金融机构与环保部门“互通有无”。

第三，本文研究发现绿色信贷政策抑制重污染企业金融化的效应在东部地区企业、小规模企业、民营企业以及成熟企业中更明显。因此各级政府应充分考虑企业、行业、地区的特点及差异，结合企业及地区实际情况，对绿色信贷政策的内容进行精细化

① 包括废水、废渣、废气、除尘、垃圾、油改气、风电、扬尘、节能、减排、绿化、脱硫、光伏、废弃、清洁、治理、环境安全、锅炉改造、煤改气、新能源、生态修复、回收利用、氢气、尾气处理、循环利用、臭氧技改、光气、回填、综合整治、环保、水处理、酸雾、脱销、天然气、河池汇能电站、废弃物、循环经济、热电、排水、水源改造、尾矿、回收、修复相关项目。

和标准化。比如鼓励“一地一行一企一策”的绿色信贷分类政策,探索制定与经济发展水平、金融环境以及营商环境相适应、相匹配的绿色信贷政策,同时加大对小规模企业、民营企业和成熟企业绿色信贷政策的实施力度,助推其成为绿色发展的主力军。

[参 考 文 献]

[1] 王伊攀,朱晓满. 政府采购对企业“脱实向虚”的治理效应研究[J]. 财政研究,2022(1):94-109.

[2] 王晓亮,梁丹阳. 减税降费与制造业企业“脱实向虚”——基于研发费用加计扣除政策的准自然实验[J]. 产经评论,2022(5):88-105.

[3] 王宜峰,魏兴凯. 税收征管与企业金融化[J]. 经济学报,2024(2):105-125.

[4] 刘洪铎,吴璇,吴金燕,等. 金融供给侧结构性改革与中国新质生产力培育:来自国家金融综合改革试验区设立的准实验证据[J]. 郑州大学学报(哲学社会科学版),2025(1):85-92.

[5] 李增福,李铭杰,汤旭东. 货币政策改革创新是否有利于抑制企业“脱实向虚”:基于中期借贷便利政策的证据[J]. 金融研究,2022(12):19-35.

[6] 蔡海静,谢乔昕,章慧敏. 权变抑或逐利:环境规制视角下实体企业金融化的制度逻辑[J]. 会计研究,2021(4):78-88.

[7] 丁海,石大千,朱文博. 环境法制建设与污染企业金融化:基于新《环境保护法》出台的准自然实验[J]. 金融学季刊,2021(4):83-116.

[8] 彭俞超,韩珣,李建军. 经济政策不确定性与企业金融化[J]. 中国工业经济,2018(1):137-155.

[9] 杜勇,谢瑾,陈建英. CEO 金融背景与实体企业金融化[J]. 中国工业经济,2019(5):136-154.

[10] 顾雷雷,郭建鸾,王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究,2020(2):109-127.

[11] 孙泽宇,齐保垒. 多个大股东与企业金融化[J]. 管理工程学报,2022(3):62-77.

[12] 贺立龙,石佳欣. 管理层股权激励对实体企业金融化的影响研究[J]. 会计研究,2022(7):107-122.

[13] 郭俊杰,方颖. 绿色信贷、融资结构与企业环境投资[J]. 世界经济,2022(8):57-80.

[14] 喻旭兰,周颖. 绿色信贷政策与高污染企业绿色转型:基于减排和发展的视角[J]. 数量经济技术经济研究,2023(7):179-200.

[15] 南晓莉,岳俐. 绿色信贷政策与污染型僵尸企业治理:淘汰与转型的双重效应[J]. 大连理工大学学报(社会科学版),2024(1):23-32.

[16] 孙莹,吴烁,王竹泉. 绿色信贷政策对重污染企业“脱实向虚”的影响[J]. 中国人口·资源与环境,2023(3):91-101.

[17] 刘岩,秦海林. 绿色信贷政策能否抑制重污染企业金融化:基于《绿色信贷指引》的准自然实验[J]. 金融监管研究,2022(10):61-77.

[18] Xu X, Li J. Asymmetric impacts of the policy and development of green credit on the debt financing cost and maturity of different types of enterprises in China[J]. Journal of Cleaner Production, 2020, 264: 121574.

[19] Fan H, Peng Y, Wang H, et al. Greening through finance? [J]. Journal of Development Economics, 2021, 152: 102683.

[20] Chernozhukov V, Chetverikov D, Demirer M, et al. Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters[J]. The Econometrics Journal, 2018(1): C1-C68.

[21] 张成思,郑宁. 中国实体企业金融化:货币扩张、资本逐利还是风险规避[J]. 金融研究,2020(9):1-19.

[22] 刘贯春,张军,刘媛媛. 金融资产配置、宏观经济环境与企业杠杆率[J]. 世界经济,2018(1):148-173.

[23] 任胜钢,郑晶晶,刘东华,等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率:来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济,2019(5):5-23.

[24] 方明月,聂辉华,阮睿,等. 企业数字化转型与经济政策不确定性感知[J]. 金融研究,2023(2):21-39.

[25] 张庆君,黄玲. 绿色金融改革创新试验区设立能促进企业技术创新吗[J]. 经济体制改革,2023(1):182-190.

[26] 潘红波,陈世来.《劳动合同法》、企业投资与经济增长[J]. 经济研究,2017(4):92-105.